

ANALISIS DE CORRELACION ESPACIAL EN EL PRECIO DE LA TIERRA DE USO AGRICOLA EN CHILE PERIODO 2000-2008¹

Marcelo Castro Álvarez²

William Foster³

Jorge Ortega⁴

RESUMEN

La presente investigación tiene como objetivo principal analizar la correlación espacial en el precio de la tierra agrícola en Chile a nivel de comuna con datos de panel 2000-2008. Se realiza una revisión general de la econometría espacial y modelos utilizados para datos de panel. Como resultado, es evidente que los coeficientes obtenidos por MCO están sesgados por efectos espaciales, Se concluye que el precio de la tierra esta correlacionado espacialmente por las variables explicativas usando el modelo slx.

Palabras clave: econometría espacial, autocorrelacion espacial, precio tierra, modelo slx

Abstract

This research has as main objective to analyze the spatial correlation in the price of agricultural land in Chile commune -level panel data 2000-2008. An overhaul of spatial econometrics and models used for panel data is performed. As a result, it is clear that the coefficients obtained by OLS are biased by spatial effects, it is concluded that the price of land is spatially correlated explanatory variables using the SLX model.

¹ Departamento de Economía Agraria. Facultad de Agronomía e Ingeniería Forestal. Pontificia Universidad Católica de Chile. Santiago, Chile

² Alumno de Magister Economía Agraria y Ambiental, mdcastro3@uc.cl , mcastro294@yahoo.com

³ Docente titular Economía Agraria, wfoster@uc.cl

⁴ Alumno Doctorado Ciencias de la Agricultura, jortegao@uc.cl

Key words: spatial econometrics, spatial correlation, land price, slx model

1. INTRODUCCIÓN

El resurgimiento de la ciencia regional a través de la reconsideración y revalorización del espacio en el análisis económico, ha traído la aparición de un nuevo campo teórico que intenta abarcar lo que pioneros de la teoría de la localización, la geografía económica y la economía regional propusieron en su momento, agrupados bajo el epígrafe de la “Nueva Geografía Económica” (Perez, 2006). Los métodos desarrollados por la econometría espacial permiten atender problemas de violación a los supuestos del modelo de regresión, que no es posible resolverlos en el marco de los modelos econométricos estándar. Estos problemas son típicos en los datos espaciales y se refieren a: dependencia espacial entre observaciones y correlación espacial.

Como objetivo general en esta investigación se pretende comprobar la existencia de correlación espacial en el precio de la tierra, con datos a nivel de comuna en Chile aplicando modelos de econometría espacial mediante el uso de datos en datos de panel, y al mismo tiempo probar si los coeficientes cambian con respecto a la estimación por mínimos cuadrados ordinarios. La hipótesis planteada es que los precios de la tierra están autocorrelacionados espacialmente.

Los resultados de este estudio tienen importantes implicancias en el análisis empírico del mercado de tierras en Chile y en otros países de la región, en especial para estudiar el impacto de variables exógenas, como el cambio climático, y políticas que promuevan un uso sustentable y equitativo de la tierra, tales como políticas de acceso a la tierra, riego, de conservación de suelos y otras. La consideración espacial en estos análisis es de suma importancia para obtener estimaciones confiables y sobre las cuales se basarán las recomendaciones de políticas.

La presente investigación comienza con un breve análisis de la oferta y demanda de la tierra, como también se describen los diferentes modelos de econometría espacial, en el siguiente apartado se efectúa un análisis exploratorio de datos espaciales, posteriormente se realizan varios test para determinar efectos espaciales y decidir qué modelo aplicar. En la última parte se concluye con una discusión sobre el efecto espacial en el precio de la tierra.

2. MARCO TEÓRICO

Oferta y Demanda de la tierra

La tierra, como bien que se puede transar, tiene características particulares que la distinguen de un bien económico común. En primer lugar, se debe considerar que es un bien primario que se utiliza como factor de producción; por tanto, su valor dependerá del potencial beneficio que a partir de él pueda alcanzarse. Ese potencial beneficio o utilidad depende a su vez de los mejores usos que puedan darse a la tierra, que, debido a su alto grado de heterogeneidad, pueden ser muy distintos y con diferentes niveles de rentabilidad. Los oferentes suelen acudir a aspectos muy subjetivos muy diversos, como por ejemplo, el prestigio del dueño, las transacciones de los vecinos, la expectativa de inversión de terceros, entre otros, y los demandantes se aferran a aspectos más concretos de su proyecto como calidad del suelo, distancia a las vías principales, riego, etc. (Lozano et al., 2008).

Precio de la Tierra.

La (CEPAL, 2010) toma en consideración el enfoque Ricardiano, se basa que en mercados competitivos el precio de la tierra representa el monto presente de los ingresos netos esperados del uso eficiente de la tierra. Otros autores dicen que la valoración de tierras se sustenta en las señales del mercado inmobiliario y del mercado de bienes agrícolas; se considera la tierra un bien sujeto enteramente a las leyes de la oferta y demanda, principios del liberalismo económico. Según (Schönhaut, 1999) los precios por unidad de superficie de tierra difieren de

acuerdo a varios factores, los cuales también cambian en el tiempo, las variables mencionadas coinciden con el estudio realizado por (Donoso, et al, 2013) mencionan que los determinantes del precio de la tierra son la superficie, aptitud agrícola, frutal, forestal, distancia a la capital regional, a la capital nacional.

Econometría Espacial

Varios autores, como que Anselin (1988) plantea que la colección de técnicas que tratan con las peculiaridades causadas por el espacio en el análisis estadístico de los modelos de la ciencia regional se consideran el dominio de la econometría espacial. Según Elhorst (2014) econometría espacial es un subcampo de la econometría que se ocupan de los efectos de interacción espacial entre las unidades geográficas las mismas que pueden ser: ciudades, municipios, regiones, países, estados, etc., dependiendo de la naturaleza del estudio. La econometria espacial es de gran utilidad cuando se considera el uso de variables vinculadas al espacio (datos referenciados geográfica o espacialmente, por ejemplo, datos a nivel estatal), ya que este tipo de datos suelen presentar (por su naturaleza) relaciones multidireccionales, traducidas como dependencia en el espacio o autocorrelación espacial (similar a los problemas de dependencia temporal o autocorrelación serial, presente en series de datos temporales) que pueden invalidar el uso de la econometría clásica. (Perez, 2006). Por su parte (Aroca, 2000) menciona que unos de los aspectos más interesantes y propios de la econometría espacial es la modelación de la interacción entre los objetos geográficos estudiados, en la econometría de series de tiempo al modelación es unidireccional en el sentido que las observaciones pasadas determinan o afectan el comportamiento de las observaciones futuras y existe la posibilidad de que cambios presentes o futuros afecten al pasado; en cambio en un proceso espacial lo que ocurre en una unidad puede afectar a los vecinos. Opinión muy similar con (Anselin,1988) quien manifiesta que una importante diferencia entre la dependencia temporal y la espacial, es que la primera es únicamente unidireccional (el pasado explica al presente), mientras que la espacial

es multidireccional (una región puede estar afectada no solo por otra región contigua a ella sino por otras muchas que la rodean, al igual que ella puede influir sobre aquellas. La econometría espacial identifica principalmente dos tipos de fenómenos en los datos utilizados, conceptualizados como efectos espaciales: la dependencia espacial entre las observaciones y la heterogeneidad espacial que puede surgir en los datos analizados.

La dependencia espacial

Cuando se trabaja con series de tiempo en econometría, uno de los supuestos del modelo lineal clásico, plantea que no debe haber autocorrelación o correlación serial en las perturbaciones del modelo. Esto implica que el término de perturbación de una observación no está asociado al término de perturbación asociado a otra observación. Las causas de la autocorrelación espacial se identifican en dos hechos: la existencia de errores de medida para observaciones en unidades espaciales contiguas y la existencia de varios fenómenos de interacción espacial (Anselin, 1988). Por su parte (Flint, et al, 2000) dice: existe dependencia espacial cuando "el valor de la variable dependiente en una unidad espacial es parcialmente función del valor de la misma variables en unidades vecinas". Como también (Perez, 2006) señala que la dependencia espacial en modelos de regresión aparece como consecuencia de autocorrelación en variables dependientes o independientes y por la aparición de un esquema de dependencia espacial en las perturbaciones, estas variantes vinculadas al tipo de dependencia espacial se puede traducir a distintas formas de incorporación a los modelos de correlación espacial a través de matrices de peso para su especificación tales como:

- * Variables dependientes espacialmente rezagadas W_y
- * Variables explicativas espacialmente rezagadas W_x
- * Términos de error espacialmente rezagados W_u

La Econometría espacial reconoce usualmente dos instrumentos a través de los cuales se puede expresar la dependencia espacial: las matrices de pesos y los retardos espaciales.

Matriz de Peso

Un instrumento que fusiona el hecho de la interdependencia y las relaciones multidireccionales son las matrices de pesos espaciales, de retardos o contactos, definida con la letra W (por la palabra inglesa weight, peso) y representada de la siguiente forma:

Cuadro 1 Matriz de pesos

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & w_{2n} \\ w_{n1} & w_{n2} & 0 \end{bmatrix}$$

Esta matriz deberá ser simétrica, transpuesta y, por tanto, cuadrada, sus elementos w_{ij} representan la interdependencia existente entre las regiones i y j , y serán no estocásticos y exógenos al modelo (Vaya y Moreno, 2000). La matriz de pesos espacial W es una matriz positiva que describe la estructura de dependencia entre las unidades en estudio.

El análisis de impactos dice que si se cambia el valor de la variable x localizada en un punto concreto del espacio, en una unidad por ejemplo, se observara cambios en la variable y en el resto de puntos del espacio. Algunos de ellos se producirán en el mismo lugar donde la variable x se ha alterado (efecto indirecto) mientras que otros se distribuirán en el espacio (efecto indirecto), la suma de los dos es el denominado efecto total. (Paelinck, et al, 2015)

Modelación Espacial

Según (Paelinck, J. 2015), el modelo más completo en términos espaciales es denominado modelo de Cliff-Ord . Este modelo incorpora dependencia sustantiva, dependencia residual y dependencia local debido a las variables exógenas, siendo su expresión:

$$Y = \rho W_y + X\beta + WX\theta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$$

donde W_y es el denominado retardo espacial de la variable endógena que canaliza los mecanismos de interacción endógena que tienen lugar en los modelos; los efectos de interacción exógena se concretan en el término Wx , y los de interacción en el error en $W\varepsilon$, ρ , λ , θ son los coeficientes de autocorrelación espacial asociados a los respectivos mecanismos de interacción; W es la matriz de pesos, que describe la distribución sobre el espacio de las unidades de observación.

Comenzando con el modelo MCO, la literatura sobre econometría espacial ha desarrollado modelos que tratan tres tipos diferentes de efectos de interacción entre las unidades de: (i) la interacción endógena, efectos entre la variable dependiente, (ii) los efectos exógenos de interacción entre las variables explicativas, y (iii) los efectos de interacción entre los términos de error. Las investigaciones están interesados principalmente en modelos que contienen efectos de interacción endógeno, los efectos de interacción entre los términos de error o efectos de interacción endógenos en combinación con los efectos exógenos de interacción o efecto de la interacción entre los términos de error (es decir, el SAR, SEM, modelos SDM y SARAR, respectivamente).

$$y = \alpha_N + x\beta + \epsilon$$

Donde y representa un vector $N \times 1$ para las observaciones de la variable dependiente, N es un vector de unos asociados con la constante α , x es una matriz $N \times K$ de variables explicativas asociados con el parámetro β que es un vector $K \times 1$, $\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_N)$ es el vector de errores (Elhorst, 2014). El alcance de los modelos econométricos espaciales se puede ampliar, primero por la introducción de la dimensión del tiempo, permitiendo que los modelos de datos de panel

con dependencia, y segundo teniendo en cuenta modelos multinivel (Corrado, Fingleton, 2012). Los modelos espaciales son estimados por ML a excepción del modelo SLX que es estimado por MCO (Vega, Elhorst, 2014)

Según (Pirrotte, et al, 2011) el costo de ignorar dependencia espacial en la variable dependiente es relativamente alta, ya que darán como resultado estimaciones sesgadas. Por otra parte, esta omisión también dará lugar a una interpretación inadecuada de los coeficientes. La comparación entre los modelos que incluyen efectos espaciales y los que no lo hacen resulta muy importante, puesto que se podrá ofrecer un juicio sobre si la inclusión del efecto espacial sesga, de alguna manera, los coeficientes del resto de las variables involucradas (Cruz, I. 2011). Aunque autores como (Kissling, et al, 2008) manifiestan que hay que ser cautelosos sobre el supuesto de que las técnicas de regresión siempre proporcionan mejores estimaciones que los parámetros obtenidos por MCO, debido a que no se ha demostrado en qué circunstancias es cierto.

La virtud radica en que la imposición de diferentes restricciones en la ecuación permite obtener los siguientes modelos:

$\Theta = 0, \lambda = 0, \rho \neq 0$	→	SLM (spatial lag model)
$\Theta = 0, \lambda \neq 0, \rho = 0$	→	SEM (spatial error model)
$\Theta = 0, \lambda \neq 0, \rho \neq 0$	→	SARAR (spatial lag + spatial error model)
$\Theta \neq 0, \lambda = 0, \rho = 0$	→	SLX (spatial lag in X- model)
$\Theta \neq 0, \lambda \neq 0, \rho \neq 0$	→	SDM (spatial Durbin Model)

Para detectar dependencia espacial en datos de panel, existe un conjunto de contrastes de Multiplicadores de Lagrange, LM, que resultan de la aplicación del principio de máxima verosimilitud. Estos contrastes tienen la ventaja de que la hipótesis alternativa se encuentra

bien definida o restringida. Una primera hipótesis alternativa proviene de plantear la presencia de autocorrelación espacial en el término de error (Anselin et al, 2008). El contraste LM para detectar autocorrelación espacial en el error establece las siguientes hipótesis nula y alternativa:

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

Una segunda hipótesis alternativa proviene de plantear un modelo con estructura espacial sustantiva, modelo de rezago espacial (SLM, spatial lag model). Este modelo incorpora un rezago espacial de la variable dependiente Wy , como explicativa

$$y = \rho Wy + X\beta + u$$

donde ρ es un parámetro espacial autoregresivo, u es un vector de errores de dimensión $(n \times 1)$ y $u \sim (0, \sigma^2, I_n)$ con los demás elementos ya definidos. El contraste para la detección de dependencia sustantiva plantea como hipótesis nula y alternativa

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

Para corte transversal, estos contrastes LM presentan como inconveniente que son sensibles a diferentes tipos de errores de especificación. Ante estos inconvenientes, (Anselin et al. 1996) proponen dos nuevos multiplicadores de Lagrange diseñados para que su comportamiento sea robusto a dichos errores de especificación. El LM_{error}^* analiza la falta de correlación en los residuos, siendo robusto a la omisión del término Wy . Según (Anselin & Florax, 1995) estos contrastes permiten incorporar elementos espaciales de acuerdo al rechazo o no de cada una de las hipótesis nulas. Tal es así que puede establecerse una estrategia de especificación:

Si I de Moran rechaza H_0 → Evidencia a favor de inclusión de elementos espaciales.

Si LMerror y LMerror* rechazan H_0 → Evidencia a favor de un modelo de error espacial (SEM).

Si LMlag y LMlag* rechazan H_0 → Evidencia a favor de un modelo de rezago espacial (SLM).

Si no se rechaza H_0 bajo ninguno de los contrastes → Evidencia a favor del modelo lineal general no espacial.

Si ambos contrastes robustos, LM_ERROR y LM_LAG , rechazan H_0 entonces se deberán incorporar elementos espaciales en la parte sistemática (W_y) y aleatoria (W_u). (Anselin, et al. 2008) demuestra las versiones simples de los tests LM para la detección espacial y sustantiva para un pooled. Mientras que las versiones robustas de los test pueden encontrarse en (Elhorst, 2010). La forma de interpretar es la misma que para corte transversal. Con los resultados del test, se decide que estructura espacial incluir para aplicar el modelo espacial correspondiente, pero es importante considerar un reciente trabajo de (Vega, Elhorst ,2015) aconsejan no abandonar tan rápidamente la estimación por MCO. Un modelo espacial que puede estimarse por la metodología tradicional es el llamado SLX, que incorpora efectos espaciales en las variables explicativas:

$$Y = X\beta + WX\theta + u$$

$$U \sim N(0, \sigma^2, I_n)$$

Donde θ captura el efecto espacial de las variables explicativas de los vecinos a cada observación. Una vez aplicado el test se recomienda aplicar un modelo SLX + efectos fijos

$$Y_{it} = X_{it}\beta + WX\theta + \alpha_i + \varepsilon$$

Se aplica el test y se comprueba que los efectos espaciales fueron controlados por las variables de control, (Herrera,2015).

3. METODOLOGÍA

Análisis exploratorio de datos espaciales

Para esta investigación se utilizan mapas coropleéticos en el que las áreas se colorean con una intensidad proporcional al valor que toma una variable cuantitativa (Slocum et al., 2009) donde se visualiza por diferentes tonos de color el valor del precio de la tierra por región y por periodo de Chile.

Gráfico 1 Precio de la tierra región Norte

Precio de la tierra por Hectárea, Chile 2000-2008
UF/Ha

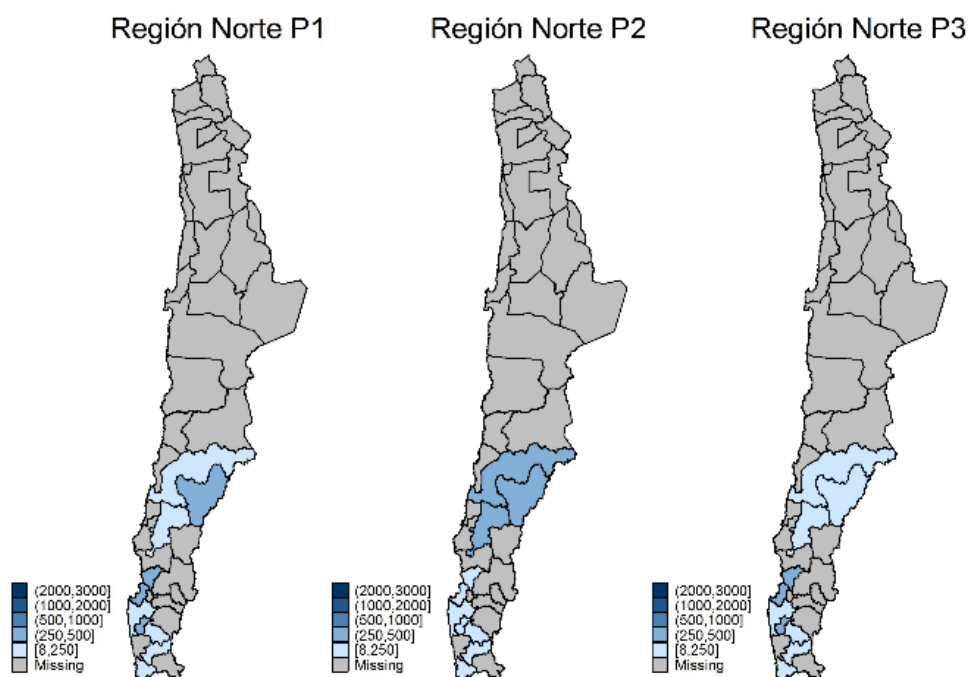


Gráfico 2 Precio de la tierra región Centro

Precio de la tierra por Hectárea, Chile 2000-2008
UF/Ha

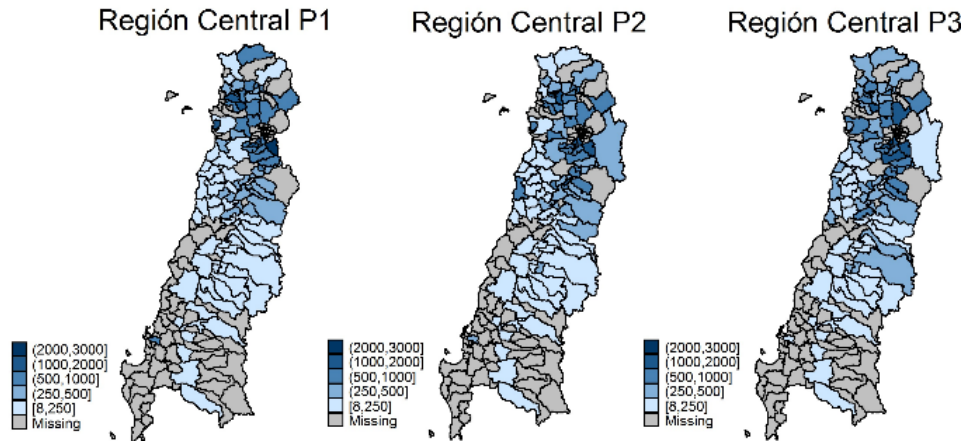
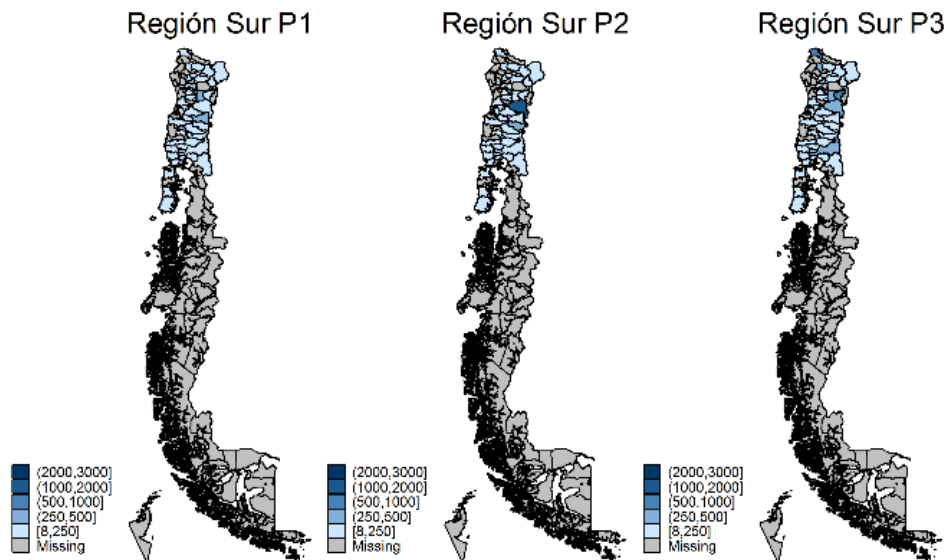


Gráfico 3 Precio de la tierra región Sur

Precio de la tierra por Hectárea, Chile 2000-2008
UF/Ha



En el grafico 1, se observa que para el periodo 1 y 3 no existe concentración de datos, considerando la intensidad del color azul, mientras que para el periodo 2 se observan comunas con valores similares. En el grafico 2, se observa diferentes tonalidades por toda la región al igual que en el grafico 3.

Datos

La base de datos será la utilizada por Díaz Cavallo (2012) en la tesis “Pérdida de productividad del suelo agrícola por la erosión: ¿Es una Externalidad de la erosión en Chile? A estos datos se le agregaron las coordenadas geográficas de 146 comunas de Chile para crear la matriz espacial de pesos. Es importante destacar que la mayoría de los trabajos realizados a nivel nacional, emplea a los avisos de oferta de predios publicados en el diario El Mercurio, como fuente de información de precios.

Se consideran las variables de la base de datos mencionada, y una variable llamada Potencial de mercado que contiene información sobre características que poseen las comunas como servicios básicos, distancias a la capital regional, nacional, densidad poblacional, carreteras entre otros aspectos que llaman la atención para la inversión, por esta razón se considera las variables que están incluidas en el Potencial de Mercado. Las comunas están distribuidas en 3 regiones: norte, centro, sur. Las zonas agroecológicas se agruparon para aumentar grados de libertad: grupo 1 (valle), grupo 2 (secano), grupo3 (cerro, desierto, ñadi, cordillera). La variable territorio funcional, grupo 1 (rural unicomunal, rural pluricomunal, centro urbano 18 mil a 40 mil habitantes), grupo 2 (centro urbano 40 mil a 80 mil habitantes), grupo 3 (centro urbano 80 mil a 250 mil habitantes), grupo 4 (metropolitana mas de 250 mil habitantes), también se agruparon para evitar problemas de multicolinealidad. Las variables climáticas se consideraron temperatura media al cuadrado, la precipitación y precipitación media al cuadrado.

Cuadro 2 Variables empleadas en el estudio

Variable	Descripción
Inufha	logaritmo natural del precio de la tierra (uf/ha)
Insup	logaritmo natural de la superficie del predio
InMP	logaritmo natural del potencial de mercado
T_med	promedio de la temperatura por comuna
T2_med	promedio de la temperatura por comuna al cuadrado
T_cv	coeficiente de variación de la temperatura promedio
PP_med	precipitación promedio por comuna
PP2_med	precipitación promedio por comuna al cuadrado
PP_cv	coeficiente de variación de precipitación promedio
TipoTF (F2-F4)	tipo territorio funcional
dist (H2-H3)	zona agroecológica
d_norte	indica si el aviso corresponde a la tercera o cuarta región
d_centro	indica si el aviso corresponde a la quinta región o décimo tercera región
d_sur	indica si el aviso corresponde a la décima o décimo cuarta región
O1-O146	comunas de Chile que registraron avisos
t1	periodo 2000-2002
t2	periodo 2003-2005
t3	periodo 2006-2008

Para construir un panel balanceado se obtuvieron los promedios y mediana de cada variable continua a nivel comuna y se construyeron 3 periodos: t1 (2000-2002), t2 (2003-2005), t3 (2006-2008).

Modelo Econométrico empírico

Para hacer el análisis de la presencia de autocorrelacion espacial en el precio de la tierra se tomó como referencia el modelo propuesto por (Donoso, et al, 2013), que es una función hedónica log lineal. El modelo simple es el siguiente

$$\ln p_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(X_{it}) + \beta_2 X_{2t} \quad (1)$$

$$\ln p_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(X_{it}) + \beta_2 \ln X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 X_{4t} + \beta_5 X_{5t} + \sum_{i=1}^3 \delta_i D_i + \sum_{j=1}^4 \delta_j D_j + \sum_{t=1}^3 \delta_t D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde:

P_t es el valor del terreno en Uf/ha, X_{it} es la superficie en ha del terreno, X_{2t} es la variable potencial de mercado, X_{3t} es la temperatura promedio al cuadrado por comuna, X_{4t} es la precipitación promedio por comuna, X_{5t} es la precipitación promedio al cuadrado por comuna D_i es una dummy asociadas a las zonas agroecológicas, D_j es una dummy asociada a al tipo de territorio funcional, D_t es una dummy asociada al periodo de oferta (2000-2002, 2003-2005, 2006-2008).

Resultados

Según el Test LM en el cuadro 3, para los tres primeros modelos, se recomienda incorporar una estructura espacial ρ en la variable dependiente y λ para el error, es decir un modelo SARAR, pero se considera la recomendación de (Vega; Elhorst, 2015) y se aplica el modelo slx. Como se observa los LM del modelo SLX + Efectos Fijos son no significativos, lo que quiere decir que las variables de control (WX) más efectos fijos permiten controlar la autocorrelacion que tienen los residuos y la variable dependiente, por lo tanto para este modelo, el precio de la tierra no tiene autocorrelación espacial una vez que se agrega las variables de control. Es importante considerar lo que dicen (Partridge, et al, 2012) sobre que una buena comprensión conceptual – teórico del problema permiten apreciar la diferencia entre correlacion espacial causada por una alta correlacion de las variables X en comparación con el causado por los efectos indirectos.

Si bien las significancia de los parámetros de las variables no cambian entre modelos, los valores varían considerablemente, lo que puede influir en una sobreestimación al interpretar efectos marginales. Con relación de la variable superficie, se observa un efecto negativo sobre el logaritmo natural del precio de la tierra ofertada y significativa, estos resultados son conformes a los obtenidos por (Donoso, et al, 2013). El potencial de mercado impacta de forma positiva y significativa sobre el precio de la tierra.

Cuadro 3 Estimación Modelo 1

	modelMCO	modelMCO+fe	modelSLX	modelSLX+fe
(mean) ln _{sup}	-0.627***	-0.398***	-0.489***	-0.398***
	(0.025)	(0.032)	(0.026)	(0.032)
(mean) ln _{MP2}	0.179***	0.084***	0.103***	0.083***
	(0.022)	(0.028)	(0.021)	(0.028)
periodo==2	-0.138**	-0.091*	-0.269***	-0.008
	(0.067)	(0.048)	(0.060)	(0.077)
periodo==3	0.085	0.154***	-0.199***	0.229**
	(0.067)	(0.049)	(0.072)	(0.101)
Constant	4.298***	5.837***	-11.548***	4.454
	(0.474)	(0.607)	-3.274	-4.245
R ²	0.659	0.882	0.733	0.883
AIC	753.04	577.84	650.94	577.43
BIC	773	1190	680	1198
Valor-p>F	0.0	0.0	0.0	0.0
Obs.	438.0	438.0	438.0	438.0
Test LM Robust (error)	24.396***	5.464 **	28.584 ***	0.472
Test LM Robust (lag)	76.781***	4.197 **	13.057 ***	0.596

* p<0.10, ** p<0.05, ***p<0.01

Para el segundo modelo en el cuadro 4, donde se agregan variables climáticas (temperatura, precipitación), zonas agroecológicas, territorios funcionales, se presentan los siguientes resultados.

Al igual que en el primer modelo, el test LM, sugiere aplicar un modelo espacial SARAR, pero primero se aplica el modelo SLX sin efectos fijos y se observa que las variables Wx eliminan los efectos espaciales., determinándose así que las variables X, son las que están correlacionadas espacialmente. Los coeficientes también están sobreestimados por el modelo MCO, las zonas agroecológicas están correlacionadas con el precio de la tierra en forma negativa y significativa.

Cuadro 4 Estimación modelo 2

	model2MCO	model2MCO+fe	modelsix
(mean) ln _{sup}	-0.482***	-0.398***	-0.448***
	(0.027)	(0.032)	(0.026)
(mean) lnMP2	0.107***	0.084***	0.073***
	(0.022)	(0.028)	(0.021)
(mean) T2_med	-0.012***	-0.005*	-0.000
	(0.002)	(0.003)	(0.003)
(mean) PP_med	-0.069***	-0.032	-0.025
	(0.009)	(0.022)	(0.019)
(mean) PP2_med	0.000***	0.000	0.000*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
(mean) d_norte	0.152	-0.005	0.225
	(0.132)	(0.447)	(0.153)
(mean) d_centro	0.165*	0.204	0.305***
	(0.099)	(0.372)	(0.108)
(mean) d_sur	0.172	-0.534	0.325**
	(0.120)	(0.482)	(0.156)
dist== 2.0000	-0.267***	0.191	-0.173***
	(0.067)	(0.210)	(0.066)
dist== 7.0000	-0.265***	-0.117	-0.219***
	(0.063)	(0.259)	(0.062)
TipoTF== 2.0000	-0.249***	-0.123	-0.247***
	(0.082)	(0.264)	(0.080)
TipoTF== 3.0000	-0.267***	-1.344***	-0.223**
	(0.093)	(0.353)	(0.089)
TipoTF== 4.0000	-0.086	-0.121	0.006
	(0.069)	(0.275)	(0.068)
periodo== 2.0000	-0.107*	-0.091*	-0.216***
	(0.058)	(0.048)	(0.070)
periodo== 3.0000	0.133**	0.154***	-0.095
Constant	10.871***	7.858***	16.317*
	(0.872)	-1.597	-9.087
R2	0.747	0.882	0.778
AIC	644.20	577.84	597.05
BIC	710	1190	683
Valor-p>F	0.0	0.0	0.0
Obs.	438.0	438.0	438.0
Test LM Robust (error)	8.206 ***	5.464 **	0.315
Test LM Robust (lag)	38.627 ***	4.197 **	0.077

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Para comparar entre el modelo que sugiere el test LM, que en este caso fue el SARAR que indica que se debe incluir una estructura espacial en la variable dependiente (ρ) y una en el error (λ), se realiza la estimación y se obtiene que estos parámetros no son significativos, por lo que se puede concluir que el modelo slx fue el adecuado, y que los efectos espaciales eran provocados por las variables explicativas, el valor de los coeficientes no varían. Estos resultados coinciden con los dos modelos. Ver Anexo 1

$$y = \rho Wy + X\beta + u$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon$$

Se generaron variables con interacción para no perder información de las variables dummy y para ganar grados de libertad.

4. CONCLUSIONES

Se demuestra que los precios de la tierra a nivel comuna durante el periodo 2000-2008 en Chile están correlacionados por efectos de las variables explicativas es decir no es una autocorrelación propia de los precios, los efectos espaciales son capturados por el impacto local de las variables explicativas. También se muestra que los estimadores obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios son sesgados cuando existen efectos espaciales, de la misma manera se comprueba que siempre es importante aplicar un modelo slx, antes de estimar por modelos espaciales.

Se recomienda para futuras investigaciones utilizar una base de datos lo más desagregada posible si se desea trabajar con datos de panel y evitar cometer falacia ecológica.

BIBLIOGRAFÍA

- Anselin, L.** (Ed.). (1988). *Spatial econometrics: Methods and model*. Netherlands: Kluwer Academic.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R., & Yoon, M.** (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. . *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77.
- Anselin, L., & Florax, R. (Eds.).** (1995). *New directions in spatial econometrics*. . New York: Springer.
- Corrado, L., & Fingleton, B.** (2012). Where is the economics in spatial econometrics?*. *Journal of Regional Science*, 52(2), 210-239. doi:10.1111/j.1467-9787.2011.00726.x
- Donoso, G., Cancino, J., Olguín, R., & Schonhaut, D.** (2013). A comparison of farmland value determinants in chile between 1978-1998 and 1999-2008. *Ciencia e Investigación Agraria*, 40(1), 85-96.
- Díaz, A.** (2012). *Pérdida de productividad del suelo agrícola por la erosión: ¿ es una externalidad de la erosión en chile?* (Unpublished Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago).
- Elhorst, J. P.** (2014). *Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels introduction*. NEW YORK: Springer Berlin Heidelberg. doi:10.1007/978-3-642-40340-8_1
- Halleck Vega, S., & Elhorst, J. P.** (2015). The slx model. *Journal of Regional Science*, 55(3), 339-363. doi:10.1111/jors.12188
- Herrera, M.** (2015). Econometría espacial usando stata: Guía teorica - aplicada [Abstract].
- Kissling, W. D., & Carl, G.** (2008). Spatial autocorrelation and the selection of simultaneous autoregressive models. *Global Ecology and Biogeography*, 17(1), 59-71.
- Paelinck, J., Mur, J., & Trávez, F.** (2015). Modelos para datos espaciales con estructura transversal o de panel. *Estudios De Economía Aplicada*, 33, 7-30. doi:1133-3197
- Perez, J.** (2006). Econometría espacial y ciencia regional. *Jstor*, 65(258), 129-160.

Pirotte, A., & Madre, J. (2011). Car traffic elasticities: A spatial panel data analysis of french regions. *Journal of Transport Economics and Policy*, 45(3), 341-365.

Plantinga, A. J., & Miller, D. J. (2001). Agricultural land values and the value of rights to future land development. *Land Economics*, 77(1), 56-67.

Rodríguez, I. J. C. (2011). Los determinantes de los márgenes precio costo en el autotransporte mexicano: Un enfoque de econometría espacial. *Estudios Económicos*, 26(1 (51)), 69-95.

Slocum, T., McMaster, R., & Howard, H. (Eds.). (2009). *Thematic cartography and geovisualisation*. New Jersey: Prentice Hall.

Anexo 1

Cuadro 5 Modelo1 SARAR

	Model1 SARAR
Main	
(mean) Insup	-0.400***
	(0.026)
(mean) InMP2	0.084***
	(0.023)
periodo==2	0.000
	(0.000)
periodo==3	0.000
	(0.000)
Spatial	
rho	-0.231
	(0.402)
lambda	0.401
	(0.280)
Variance	
sigma2_e	0.164***
	(0.007)
R2	0.620
AIC	286.13
BIC	307
Valor-p>F	
Obs.	438.0

* p<0.10, **

*** p<0.01

Cuadro 6 Modelo 2 SARAR

	Model2 SARAR
Main	
(mean) Insup	-0.390***
	(0.025)
(mean) lnMP2	0.090***
	(0.022)
t2H2	-0.305***
	(0.092)
t2H3	-0.077
	(0.091)
t3H2	0.175*
	(0.093)
t3H3	-0.212**
	(0.092)
t2F2	0.017
	(0.118)
t2F3	-0.085
	(0.135)
t2F4	-0.096
	(0.099)
t3F2	-0.070
	(0.120)
t3F3	-0.127
	(0.137)
t3F4	0.032
	(0.098)
t2T2med	0.012***
	(0.003)
t3T2med	0.001
	(0.003)
t2PPmed	-0.004
	(0.013)
t3PPmed	-0.007
	(0.014)
t2PP2med	0.000
	(0.000)
t3PP2med	0.000
	(0.000)
t2dnorte	-0.139
	(0.179)

t2dcentro	0.020
	(0.127)
t2dsur	0.421**
	(0.165)
t3dnorte	-0.101
	(0.184)
t3dcentro	-0.050
	(0.132)
t3dsur	0.313*
	(0.167)
periodo==2	0.000
	(0.000)
periodo==3	0.000
	(0.000)
Spatial	
rho	-0.744
	(0.459)
lambda	-0.818
	(0.537)
Variance	
sigma2_e	0.135***
	(0.006)
R2	0.147
AIC	250.36
BIC	361
Valor-p>F	
Obs.	438.0

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01